

# EFEITOS DA POLÍTICA MONETÁRIA NA ECONOMIA BRASILEIRA: RESULTADOS DE UM PROCEDIMENTO DE IDENTIFICAÇÃO AGNÓSTICA

Mario Jorge Cardoso de Mendonça\*

Luis Alberto Medrano\*\*

Adolfo Sachsida\*\*\*

Este artigo investiga os efeitos de choques de política monetária sobre a economia brasileira durante o período julho/1999-maio/2010. Seguimos o procedimento sugerido por Uhlig (2005) para verificar o efeito de um choque monetário contracionário sobre o Produto Interno Bruto (PIB) e a inflação. Os resultados apontam que, com 65% de probabilidade, o PIB real cai imediatamente após o choque monetário. Esta probabilidade é de 20% se considerarmos uma variação negativa do PIB real entre 0% e 0,5%. Com 35% de probabilidade o índice de preços – Índice Nacional de Preços ao Consumidor Amplo (IPCA) – cai 0,10% durante os seis primeiros meses após o choque monetário.

## 1 INTRODUÇÃO

O uso da metodologia VAR estrutural – Structural Vector Autoregression (SVAR) – para se fazer inferência sobre relações macroeconômicas é muito comum na literatura. A identificação por meio das restrições é parte essencial nesse procedimento. Sem tais restrições as Funções de Impulso-Resposta – Impulse Response Functions (IRFs) – são incapazes de isolar o efeito de choques exógenos (tais como choques monetários). A identificação de choques estruturais é, em geral, extremamente controversa. Afinal, diferentes hipóteses de identificação geralmente conduzem a diferentes conclusões. O procedimento usual na literatura SVAR reside na adoção de uma identificação *a priori* e checar a habilidade da IRF de satisfazer as restrições propostas *ex ante*. Um exemplo disso é a assunção de uma identificação *a priori* que exclua a existência de *price puzzle*.<sup>1</sup>

Diferentemente do que em geral ocorre na metodologia SVAR, a identificação agnóstica relaxa a forma como as restrições *ex ante* são impostas. Diferentemente, o procedimento agnóstico reside em impor restrições diretamente nas IRFs. Por exemplo, no caso relacionado ao efeito de um choque monetário contracionista, a resposta do Índice Nacional de Preços ao Consumidor Amplo (IPCA) a um

---

\* Técnico de Planejamento e Pesquisa da Diretoria de Estudos e Políticas Macroeconômicas (Dimac) do Ipea.

\*\* Bolsista do Programa de Pesquisa para o Desenvolvimento Nacional (PNPD) no Ipea.

\*\*\* Técnico de Planejamento e Pesquisa da Dimac/Ipea e bolsista de produtividade em pesquisa do Conselho Nacional de Desenvolvimento Científico e Tecnológico (CNPq). O autor agrade o apoio financeiro do CNPq.

1. Esta expressão pode ser traduzida como enigma do preço, e se refere a um aumento no índice de preços decorrente de um choque monetário contracionista, o que seria contrário ao esperado pela teoria.

aumento na taxa de juros é restrita a valores não positivos durante certo número de períodos após o choque, enquanto a mesma taxa de juros fica restrita a valores não negativos para o mesmo período de tempo (UHLIG, 2005). Isto é, por construção elimina-se a existência de *price puzzle* e outros resultados não esperados.<sup>2</sup> Nenhuma outra restrição é imposta sobre as IRFs das demais variáveis. Deste modo a metodologia de Uhlig deixa de impor restrições apenas no que se refere à resposta do produto ao choque monetário – que é justamente o que lhe confere o título de “agnóstico”.

O procedimento agnóstico sugerido por Uhlig (2005) complementa outros que também adotam restrições diretamente nas IRFs (BLANCHARD; QUAH, 1989; DWYER, 1997; FAUST, 1998; CANOVA; DE NICOLO, 2002). Para implementar o procedimento de Uhlig precisamos assumir que em resposta a um choque monetário contracionário: *i*) a impulso-resposta do índice de preços é não positiva; e *ii*) a impulso-resposta da taxa de juros é não negativa. Ambas as restrições devem ser mantidas por determinado horizonte de tempo, após o qual elas podem ser abolidas. Nossos resultados sugerem que o efeito de um choque monetário contracionário no Brasil tem alta probabilidade de gerar uma queda permanente no Produto Interno Bruto (PIB) real. Este resultado difere do de Uhlig (2005), onde o impacto de um choque monetário contracionista é ambíguo.

Nosso artigo utiliza dados mensais para a economia brasileira, no período julho/1999-maio/2010, para investigar o impacto da política monetária sobre o PIB real e a inflação. Seguimos de perto o procedimento sugerido por Uhlig (2005) para investigar o efeito de choques monetários sobre a economia. Os principais resultados de nosso artigo são que, em consequência de um choque monetário contracionário – aumento da taxa do Sistema Especial de Liquidação e de Custódia (SELIC):

- com 65% de probabilidade, o PIB real cai imediatamente depois do choque. Essa probabilidade alcança 20% para variações negativas entre 0% até 0,5% do PIB. A probabilidade de que o PIB aumente entre 0% e 0,4% durante os primeiros meses é ao redor de 10%;
- com 35% de probabilidade o índice de preços (IPCA) cai até 10% durante os seis primeiros meses após o choque; e
- a resposta contemporânea da taxa de juros nominal de médio prazo (SWAP) é proporcionalmente mais alta que o choque na taxa SELIC. Após esse primeiro momento, essas variáveis têm movimento similar.

Além desta introdução, este artigo apresenta na seção 2 uma revisão de vários dos estudos na literatura brasileira que tentam identificar o choque de política

---

2. A literatura tradicional assinala que respostas a determinados choques inconsistentes com a teoria tal como o *price puzzle* indicariam a princípio que o modelo está mal especificado.

monetária com base na metodologia de vetores autorregressivos (VAR). A seção 3 apresenta uma breve descrição das mudanças operacionais que ocorreram na política monetária brasileira depois do Plano Real. A seção 4 descreve a metodologia de identificação agnóstica desenvolvida por Uhlig (2005). A seção 5 discute a relação entre o chamado mecanismo de transmissão da política monetária e o problema da identificação do VAR estrutural. Os resultados econométricos são apresentados nesta mesma seção. A seção 6 ilustra as principais conclusões do artigo e propõe algumas extensões.

## 2 BREVE REVISÃO DA LITERATURA NO BRASIL

No Brasil, um amplo conjunto de estudos adota a metodologia SVAR para lidar com questões referentes aos efeitos da política monetária (FIORÊNCIO; LIMA; MOREIRA, 1998; RABANAL; SCHWARTZ, 2001; ARQUETE; JAYME JÚNIOR, 2003; MINELLA, 2003; FERNANDES; TORO, 2005; CÉSPEDES; LIMA; MAKA, 2008; LIMA; MAKA; ALVES, 2009, *inter alia*). Nosso estudo se destaca em relação aos trabalhos acerca do mesmo tema feitos no Brasil por introduzir uma metodologia mais recente e, como visto na introdução, menos suscetível de ser contaminada por informação imposta *a priori*.

Fiorêncio, Lima e Moreira (1998) fazem uso do método VAR bayesiano – Bayesian VAR (BVAR) – para analisar o impacto de política monetária após o Plano Real.<sup>3</sup> Empregando uma abordagem não recursiva, este artigo mostra que um choque na taxa de câmbio tem efeito significativo sobre o nível de preços e o emprego e que um choque de política monetária reduz a inflação e o emprego. Além disso, este estudo assinala que existiu uma mudança de regime após o Plano Real, sendo que o efeito da política monetária foi sensível a essa mudança.

Seguindo a abordagem clássica, Rabanal e Schwartz (2001), Arquete e Jayme Júnior (2003) e Minella (2003) utilizaram o tradicional método da decomposição de Cholesky para identificar o efeito de um choque de política monetária. Dentre estes trabalhos, podemos destacar o estudo de Minella (2003) que investiga a relação macroeconômica existente entre o produto, a inflação, a taxa de juros e a quantidade de moeda comparando três períodos: janeiro/1975-julho/1985, agosto/1985-junho/1994, setembro/1994-dezembro/2000. A principal conclusão do autor é que a política monetária tem importante efeito sobre o produto, porém não é capaz de impor uma redução significativa da inflação, sugerindo a evidência de *price puzzle* no segundo período. Fernandes e Toro (2005) usam o modelo de cointegração para estimar o mecanismo de transmissão da política monetária no Brasil. Com base na IFR do modelo de correção de erros – Vector Error Correction

---

3. As variáveis utilizadas foram IPCA, taxa de desemprego, taxa nominal de câmbio, taxa de juros sobre o capital de giro e o *spread* entre as taxas de financiamento de capital e do Certificado de Depósito Bancário (CDB).

Model (VECM) –, observa-se nesse estudo que um choque contracionista de política monetária tem um pequeno efeito sobre a inflação.

Seguindo Swanson e Granger (1997), mais recentemente Céspedes, Lima e Maka (2008) adotam a abordagem de Gráficos Acíclicos Direcionados – Directed Acyclic Graphs (DAG) – para inferir as relações causais contemporâneas entre um conjunto de variáveis macroeconômicas considerando também as alterações da política monetária ocorridas após o Plano Real. Para tal procede a divisão da amostra em dois subperíodos (1996/2007-1998/2008 e 1999/2003-2004/2012). Entre os principais resultados estão que, em resposta a um aumento inesperado da taxa de juros de curto prazo (SELIC), durante o subperíodo 1999-2004, a produção e o nível de preços caem, contudo a resposta da produção é mais rápida que a do nível de preços, acontecendo com uma defasagem próxima de quatro meses. Para o período 1996-1998, o efeito mais provável de uma inovação positiva na taxa de juros é a redução do nível de preços e da produção com a mesma defasagem de tempo.

### **3 MUDANÇAS NOS PROCEDIMENTOS OPERACIONAIS DE POLÍTICA MONETÁRIA DESDE O PLANO REAL<sup>4</sup>**

Nesta seção justificamos o fato de nossa amostra começar apenas em julho de 1999. A escolha dessa data deve-se sobretudo a um amplo conjunto de mudanças operacionais adotadas pelo Banco Central do Brasil (BCB) entre 1994 e 1999. Devemos ressaltar que esta seção é fortemente baseada no excelente texto elaborado por Lima, Maka e Mendonça (2007).

Em junho de 1994 a implementação do Plano Real estabeleceu limites trimestrais para a expansão monetária. Este procedimento operacional foi substituído, no primeiro trimestre de 1995, por uma programação monetária com projeções trimestrais para a expansão de moeda.

A taxa de câmbio foi livre para flutuar apenas por um breve período de tempo. Depois disso, em setembro de 1994, o BCB passou a intervir nesse mercado. Além disso, no começo de março de 1995 uma banda formal foi estabelecida para a taxa de câmbio. A taxa de câmbio podia flutuar dentro da banda, mas era fixa nos limites da banda.

Uma nova instituição para gerenciar a política monetária foi criada em junho de 1996 – o Comitê de Política Monetária (Copom). O Copom decidiu pela introdução de duas novas taxas de juros: a taxa básica do Banco Central (TBC) sendo uma taxa de juros de piso (para o mercado interbancário) e a taxa de assistência do Banco Central (TBAN) sendo uma taxa de juros de teto.

---

4. Esta seção é fortemente baseada em Lima, Maka e Mendonça (2007).

Em janeiro de 1999 o BCB substituiu o regime de câmbio fixo por um regime de câmbio flutuante. Em março de 1999 tanto a TBC quanto a TBAN foram extintas, e em junho de 1999 foi adotado o regime de metas de inflação.

Esta seção ilustrou as várias mudanças adotadas pelas autoridades brasileiras no gerenciamento da política monetária. Tal como apontaram Lima, Maka e Mendonça (2007), “algumas dessas mudanças tiveram vida curta, tornando qualquer tipo de análise econométrica impraticável”. Para evitar problemas econométricos relacionados a essas mudanças, decidimos começar nossa amostra a partir de julho de 1999.

#### 4 METODOLOGIA

Começamos esta seção apresentando alguns comentários sobre SVAR. Depois disso introduzimos algumas especificações sobre a metodologia de Uhlig (2005) usada nesse artigo.

##### 4.1 A forma estrutural do VAR

O SVAR<sup>5</sup> pode ser representado por:

$$AY_t = \alpha + \sum_{i=1}^p A_i Y_{t-i} + \varepsilon_t \text{ para } t = 0: T, \quad (1)$$

Se assumirmos que  $A_0$  é inversível, então (1) tem uma forma reduzida dada por

$$Y_t = \beta + \sum_{i=1}^p B_i Y_{t-i} + u_t \quad (2)$$

com  $u_t \sim N(0, \Sigma)$  e  $E(u_t u_s') = 0, \forall t \neq s$ , onde  $u_t$  são os resíduos da forma reduzida e  $\beta$  é um vetor de constantes. Assume-se que  $\varepsilon_t \sim N(0, I)$ . A relação entre os modelos (1) e (2) é baseada nas seguintes identidades:

$$\beta = A^{-1}\alpha, B_i = A^{-1}A_i, u_t = A^{-1}\varepsilon_t$$

e:

$$\Sigma = A^{-1}E(\varepsilon_t \varepsilon_t')(A^{-1})' = A^{-1}(A^{-1}),$$

5. Boas descrições do SVAR podem ser encontradas em Sims (1986), Fackler (1988), Hamilton (1993), Enders (1995), Christiano, Eichenbaum e Evans (1999) e Stock e Watson (2001).

Note que essa representação não permite a identificação de choques exógenos independentes nas variáveis. Isso ocorre porque os resíduos da forma reduzida têm correlação contemporânea (a matriz  $\Sigma$  é não diagonal).<sup>6</sup> Isto é, os resíduos da forma reduzida  $u_t$  podem ser interpretados como resultado de uma combinação linear de choques exógenos que não são correlacionados contemporaneamente. Não é possível distinguir qual o choque que afeta determinada variável na forma reduzida. Para a avaliação de política somente faz sentido verificar o efeito de um choque independente. Ainda é possível estimar os parâmetros da forma reduzida  $B$  e  $\Sigma$  consistentemente, mas, exceto para fins de previsão, eles não são os parâmetros de interesse. Sem restrições adicionais na matriz  $A$  não temos como recuperar a forma estrutural da forma reduzida. Este problema surge porque  $\Sigma$  não possui coeficientes estimados suficientes para recuperar a matriz não restrita  $A$ . Sendo assim, precisamos impor um número de restrições que nos possibilitará identificar e estimar a matriz  $A$ . Este procedimento é conhecido por identificação.

A matriz  $A$  pode ser estimada usando a informação dada pela matriz de covariância da forma reduzida. Em geral há um grande número de matrizes  $A$  de posto completo que nos permite reproduzir  $\hat{\Sigma}$ . Isto é, existem várias dependências condicionais e relações de independência contemporânea (Núcleos de Markov) entre as variáveis – dadas por diferentes especificações nas quais alguns dos parâmetros em  $A$  são restritos para assumirem valor zero – que nos permitem reproduzir as correlações parciais observadas para os resíduos da forma reduzida.<sup>7</sup> Isto significa que  $A^{-1}(A^{-1})' = \tilde{A}^{-1}(\tilde{A}^{-1})'$ , onde  $\tilde{A}$  é a decomposição de Choleski para  $\hat{\Sigma}$ . Resumindo, não existe uma decomposição única para  $\hat{\Sigma}$ .

Para estimarmos o modelo estrutural é necessário identificar um número de relações de dependência condicional (isto é, parâmetros iguais a zero em  $A$ ) para satisfazer a condição de ordem para identificação. Dessa maneira, identificar  $A$  é equivalente a identificar a distribuição condicional (Núcleos de Markov) dos resíduos da forma reduzida. O procedimento de identificação determina a ordem de causalidade entre as variáveis endógenas do VAR. De acordo com Uhlig (2005), esta identificação é geralmente feita usando um dos seguintes procedimentos: *i*) aplicando a decomposição de Cholesky na matriz  $\Sigma$  de covariância dos resíduos e implicando uma ordem recursiva (SIMS, 1986); *ii*) impondo alguma relação estrutural na matriz  $A$  (BERNANKE, 1986; BLANCHARD; WATSON, 1986); ou *iii*) separando choques permanentes de choques transitórios nos impulsos primários  $\varepsilon_t$  (BLANCHARD; QUAH, 1989).

6. Esses choques são primitivos e constituem forças exógenas, sem causas comuns, que afetam as variáveis do modelo.

7. A matriz  $A$  não pode ter, conjuntamente, um número de parâmetros livres maior que o número de parâmetros livres na matriz simétrica  $\Sigma$ . Se  $n$  é o número de variáveis endógenas no modelo, então, para satisfazer a condição de ordem para identificação de  $A$ , é necessário que o número de parâmetros livres a serem estimados em  $A$  não seja maior do que  $n(n-1)/2$ .

## 4.2 A identificação agnóstica (UHLIG, 2005)

Um resultado importante no método de Uhlig consiste em notar que a matriz de relação contemporânea  $A$  em (1), tal que  $\hat{\Sigma} = AA'$ , pode ser escrita como  $A = \tilde{A}Q$ , onde  $Q$  é a matriz ortogonal e  $\tilde{A}$  é a decomposição de Cholesky da matriz estimada de variância dos resíduos  $\hat{\Sigma}$ . Esta equação mostra que o problema de determinar os elementos livres em  $A$  pode ser convenientemente transformado num problema de escolher elementos num conjunto ortogonal. Além disso, se o interesse está restrito à resposta a um choque em particular, então o problema recai na determinação de um vetor a por meio da seguinte expressão:

$$a = \tilde{A}^{-1}\alpha \quad (3)$$

onde  $a$  é uma coluna de  $A$  denominada por Uhlig (2005) vetor impulso que contém as respostas contemporâneas das variáveis endógenas a um determinado choque e  $\alpha$  é vetor coluna de  $Q$  referente à posição correspondente. A ideia principal do esquema de identificação agnóstico é impor um conjunto de restrições em forma de desigualdade nas  $j$ -entradas do vetor  $a$ . Isto claramente não identifica o vetor  $a$ , mas como aponta Uhlig (2005), nos dá um conjunto factível de IFRs que são consistentes com as restrições impostas. Dado um vetor  $a$ ; é fácil calcular o impulso-resposta compatível da seguinte maneira. Seja  $r_i(k) \in R^n$  o impulso-resposta no período  $k$  do  $i$ -ésimo choque obtido da decomposição de Cholesky. O impulso-resposta para  $a$  em  $k$  é dado da seguinte forma:

$$r_a(k) = \sum_{i=1}^n \alpha_i r_i(k) \quad (4)$$

Baseado em (4) podemos identificar o vetor de impulso correspondente ao choque de política monetária. A identificação agnóstica proposta por Uhlig (2005) para um choque monetário contracionista não leva a um aumento da inflação e não conduz a uma queda na taxa de juros. Em termos técnicos, um vetor de impulso de política monetária é um vetor de impulso  $a$ ; no qual a resposta ao impulso  $r_a(k)$  é não positiva para o nível de preços e não negativa para a taxa de juros durante o intervalo de  $k = 0$  até  $K$ .

A fração  $\phi_{a,j,k}$  da variância da revisão de previsão<sup>8</sup> para a variável  $j$ , explicada pelo choque na direção do vetor de impulso  $a$ , é dada por

$$\phi_{a,j,k} = \frac{(r_{a,j}(k))^2}{\sum_{i=1}^m (r_{i,j}(k))^2} \quad (5)$$

8. A revisão de previsão  $k$ -passos à frente é definida por  $E_t[Y_{t+k}] - E_{t-1}[Y_{t+k}]$ .

onde o índice  $j$  é o índice correspondente à variável  $j$ . Com (5) a decomposição da variância pode ser avaliada.

O problema é como selecionar um conjunto apropriado de vetores de impulso  $\Psi(B, \Sigma, k)$  que satisfaça as restrições monetárias. Para estimar este conjunto, seja  $\hat{B}$  e  $\hat{\Sigma}$  os estimadores de máxima verossimilhança para  $B$  e  $\Sigma$ . Nós avaliamos as respostas de Cholesky  $r_i(k)$  e calculamos os vetores de impulso ponderando a soma de  $r_i(k)$  para  $k = 0$  a  $K$ , tal como em (4) somente deixando o vetor  $\alpha$  variar. Nós amostramos  $\tilde{a}$  de um normal padrão alterando os sinais das entradas que violam as restrições. Este procedimento é adotado para aumentar o conjunto  $\Psi(B, \Sigma, k)$ . Tomando  $\tilde{\alpha} = A^{-1}\tilde{a}$ , e normalizando para a unidade  $\tilde{\alpha}^* = \tilde{\alpha}/\|\tilde{\alpha}\|$ , é checado se  $\tilde{a}$  satisfaz as restrições para impulso monetário para todos os intervalos relevantes. Se a condição é satisfeita, então acumulamos  $\tilde{a}$ , caso contrário ele é descartado. Após computar cada conjunto de IRF checamos se as restrições de desigualdade são satisfeitas. Armazenamos apenas os vetores de impulso que satisfazem as restrições. Então, acumulamos 10,000 amostras para  $\tilde{a}$  e calculamos a média assim como a banda bayesiana para 84% e 16% das IRFs para as quais  $\tilde{a}$  satisfaz as restrições. Este tipo de identificação agnóstica é chamada de abordagem de restrição de sinal puro<sup>9</sup> (UHLIG, 2005). Devemos ressaltar que este procedimento é viesado, mas consistente para a construção dos intervalos de confiança clássicos para os impulsos-respostas.

O modelo de restrição de sinal puro também pode ser feito por um procedimento bayesiano<sup>10</sup> (SIMS; ZHA, 1998, 1999). As distribuições a priori e posterior para  $(B, \Sigma)$  pertencem à família Normal-Wishart<sup>11</sup> (SIMS; UHLIG, 1991; KADIYALA; KARLSSON, 1997). Seja  $\hat{B}$  e  $\hat{\Sigma}$  os estimadores de máxima verossimilhança para  $B$  e  $\Sigma$ , respectivamente. Usando uma distribuição a priori não informativa, a distribuição a posteriori Normal-Wishart é caracterizada por dois fatos: *i*)  $\Sigma^{-1}$  segue uma distribuição Wishart  $W(\hat{\Sigma}^{-1}/T, T)$  onde  $T$  é o tamanho da amostra; e *ii*) em adição a  $\Sigma$ , a matriz de coeficientes  $B$  em sua forma de vetor coluna  $vec(B)$  segue uma distribuição Normal multivariada  $N(vec(\hat{B}), X'X/T)$  onde  $X = [Y_{t-1}, \dots, Y_{t-p}]$ . Nós simulamos 10,000 pares de  $(\alpha, B, \Sigma)$ . Aqui selecionamos  $\tilde{a}$  da respectiva coluna de  $\tilde{A}$  e derivamos  $\tilde{\alpha}$ , tal que  $\tilde{\alpha} = A^{-1}\tilde{a}$ . A amostragem para  $B$  e  $\Sigma$  é obtida por um algoritmo denominado Amostrador de Gibbs. O intervalo de confiança bayesiano, ou banda de erro, é avaliado de acordo com Sims e Zha (1999).

## 5 RESULTADOS ECONOMÉTRICOS

O principal objetivo desta seção é investigar os efeitos da política monetária sobre o PIB e a inflação para a economia brasileira no Brasil no período após a imple-

9. Da tradução de *Pure-sign-restriction approach*.

10. Detalhes adicionais sobre a modelagem bayesiana podem ser encontrados no apêndice A.

11. Também adotamos uma versão não estacionária da priori de Minnesota (DOAN; LITTERMAN; SIMS, 1984), mas os resultados permaneceram qualitativamente similares.



mentação do regime de metas de inflação (julho de 1999). O VAR foi estimado com dados mensais de julho de 1999 a maio de 2010.

Um problema sério nesse tipo de modelagem se refere à perda de graus de liberdade decorrente da inclusão de variáveis irrelevantes no modelo. Este problema é particularmente importante em nosso caso, pois, como ressaltado na seção 3, a economia brasileira sofreu com constantes mudanças na condução da política monetária antes de julho de 1999. De fato, alguns estudos identificam diferentes regimes de política monetária no Brasil antes de 1999 (CÉSPEDES *et al.*, 2005b; CÉSPEDES; LIMA; MAKKA, 2008). Para evitar o uso desnecessário de variáveis, adotamos um modelo parcimonioso, selecionando um pequeno conjunto de variáveis relevantes para fazer parte de nosso modelo-base.

A escolha do conjunto de variáveis selecionadas para nosso modelo teve como base os estudos anteriores sobre política monetária no Brasil que fazem uso do modelo SVAR (MINELLA, 2003; CÉSPEDES *et al.*, 2005; CÉSPEDES; LIMA; MAKKA, 2008, *inter alia*). Este conjunto é composto pelas seguintes variáveis: PIB real (GDP), taxa de juros nominal de curto prazo (taxa SELIC), índice de preços ao consumidor (IPCA), taxa de câmbio real (EXCHANGE) e taxa de juros nominal de médio prazo (SWAP). Além disso, foi introduzida a variável representativa do estoque de crédito ao setor privado (CREDIT), tendo em vista que o crédito também se configura num importante canal de transmissão da política monetária.<sup>12</sup> As variáveis podem ser descritas da seguinte maneira:

GDP: é o PIB mensal, ajustado sazonalmente e deflacionado – fontes: Instituto Brasileiro de Geografia e Estatística (IBGE) e BCB;

IPCA: é o índice de preços ao consumidor ampliado (fonte: IBGE);

SELIC: é a taxa de juros mensal nominal de curto prazo (fonte: BCB);

EXCHANGE: é a taxa de câmbio nominal deflacionada pela razão entre o índice de preços ao consumidor americano (todos os consumidores urbanos) e o índice de preços ao consumidor ampliado brasileiro (fontes: BCB e IBGE);

SWAP: taxa de juros nominal de 180 dias anualizada (fonte: BCB);

CREDIT: crédito ao setor privado deflacionado pelo índice de preços ao consumidor (IPC) (fonte: BCB).<sup>13</sup>

No presente estudo a escolha das variáveis acima também procura estar em conformidade com o chamado mecanismo tradicional de transmissão da política

12. A importância do canal de crédito na transmissão da política monetária é explorada por Kashyap, Wilcox e Stein (1992), Ongena (1994), Fuinhas (2002) e Bohacek e Mendizábal (2004). Num estudo sobre a economia brasileira, Hermann (2000) também inclui o crédito para analisar a política monetária.

13. As variáveis GDP, IPCA e CREDIT foram transformadas em logaritmo.

monetária.<sup>14</sup> De acordo com Mishkin (1995) o mecanismo tradicional de transmissão da política monetária atua da seguinte maneira. Um aumento da taxa de juros afeta o custo do capital, diminuindo a demanda sobre investimento provocando queda do produto e dos preços. Devido ao fato de que a decisão de investimento deve levar em consideração fatores de longo prazo, como então uma mudança na taxa de curto prazo teria tanta influência sobre esta variável? Uma possível explicação é dada por Taylor (1995), quando afirma que o efeito de uma mudança na taxa de juros de curto prazo se dá pelo impacto que isso exerce na taxa de juros de longo prazo. Também a elevação da taxa de juros faz com que a moeda local se valorize aumentando o preço dos bens exportáveis. Assim, segundo Mishkin (1995), ao afetar a competitividade pela valorização do câmbio, o aumento da taxa de juros provoca uma queda nas exportações, diminuindo o produto da economia.

O mecanismo tradicional de transmissão da política monetária ainda engloba o efeito que a taxa de juros exerce também sobre o crédito.<sup>15</sup> Como bem apontam Bernanke e Gertler (1995), o canal do crédito, que na verdade não é canal independente e isolado, mas apenas um meio de amplificar a propagação do efeito de uma mudança na taxa de juros. A teoria do canal do crédito coloca que a concessão e a tomada de crédito sofrem os efeitos causados de informação assimétrica, principalmente de seleção adversa e de risco moral. A seleção adversa ocorre quando há contração monetária. Nesse caso, os bancos dificultam o crédito, sobretudo para as pequenas empresas que têm condições menos favoráveis de garantir o pagamento dos empréstimos já concedidos. O risco moral seria o problema enfrentado pelos bancos quando o estado da economia estiver sob a força de uma elevação da taxa de juros. A possibilidade de não pagamento dos empréstimos já efetuados leva os bancos a diminuírem a concessão de crédito novo.

A forma de identificação agnóstica proposta por Uhlig (2005) impõe restrição de sinal da IRF de forma que a resposta impulso para o índice de preço seja não positiva, o que não permite que o chamado *price puzzle* aconteça. Assim, a identificação agnóstica se encontra em conformidade com a visão tradicional acerca do efeito da política monetária, de forma que um choque contracionista de política monetária provoque uma queda no produto e na inflação. De acordo com a visão tradicional, a ocorrência do chamado *price puzzle* acontece quando a identificação do SVAR foi especificada erroneamente. Sims (1992) atesta que o *price puzzle* ocorre pelo fato de que o modelo SVAR não estima corretamente o componente *forward-looking* da

---

14. Taylor (1995) define mecanismo de transmissão da política monetária como o processo através do qual as decisões de política monetária são transmitidas para o produto real e a inflação. Não é nosso objetivo aqui fazer uma descrição sucinta acerca dos diversos mecanismos de transmissão da política monetária que a literatura aponta. Naturalmente, existe muita controvérsia acerca de como o mecanismo de transmissão da política monetária se processa.

15. Segundo Bernanke e Gertler (1995), devido à dificuldade empírica de identificar o efeito da taxa de juros sobre o custo do capital (*q* de Tobin), houve necessidade de estudar vias alternativas pelas quais se efetua a transmissão da política monetária devido a uma mudança na taxa de juros.

política monetária e, portanto, não avalia de forma apropriada o choque de política monetária. Suponha que o banco central (BC) espera uma inflação mais elevada no futuro. Quando o BC aumenta a taxa de juros, este choque já estaria exercendo efeito sobre a economia, de modo que um aumento simultâneo da taxa de juros e dos preços é observado. Consequentemente, *price puzzle* ocorreria devido à má especificação do componente *forward-looking* da política monetária.<sup>16</sup>

No entanto, a perspectiva tradicional de que o *price puzzle* se deve a um erro de especificação na identificação do SVAR não é unânime na literatura. Segundo uma visão alternativa não há nenhum problema metodológico com o chamado enigma do preço (*price puzzle*). De acordo com a explicação alternativa, isso se deve ao fato de que o BC reage a choques de oferta pela elevação da taxa de juros. Um choque transitório negativo de oferta teria o efeito de aumentar a taxa de juros real, diminuindo o produto e provocando a subida do nível de preços pelo menos no curto prazo. A autoridade monetária responde ao choque adverso de oferta subindo a taxa de juros, mas não é suficiente para extinguir as consequências inflacionárias deste.

Outra explicação, também na mesma linha, sugere que, ao contrário do que coloca a corrente tradicional, é o canal de custo da política monetária que faz com que os preços e a taxa de juros nominal reajam na mesma direção depois de um choque de política monetária. Quando o BC eleva a taxa de juros, alguns custos aumentam, tendendo a causar um aumento na taxa de inflação. Este efeito do lado da oferta pode coexistir e dominar o tradicional efeito do lado da demanda (RABANAL, 2007).

Devemos ressaltar que o procedimento bayesiano adotado para a estimação do VAR elimina o problema da ordem de integração das séries, bem como diminui a relevância do tamanho da amostra. Diversos autores (DE JONG; WHITEMAN, 1991; KOOP, 1992; SIMS, 1988; SIMS; UHLIG, 1991) advogam vigorosamente em favor da alternativa bayesiana sobre a abordagem clássica mais tradicional usada no que se refere à questão da raiz unitária. Por exemplo, é conhecido que os testes Dickey-Fuller Aumentados (ADF) são de baixa potência frente a alternativas plausíveis, especialmente no que se refere à hipótese alternativa de tendência estacionária. A abordagem bayesiana, por outro lado, revelaria que as hipóteses de raiz unitária e de tendência estacionária apresentariam probabilidades bastante similares quanto às suas distribuições a posteriori. Assim, a abordagem bayesiana fornece um sumário mais razoável da informação amostral que a abordagem clássica.

Outro problema com os testes clássicos de raiz unitária é o da descontinuidade gerada na teoria assintótica (SIMS, 1988). A abordagem bayesiana, desde que é baseada na função de probabilidade, não apresenta o mesmo problema da descontinuidade.

---

16. Sims (1992) sugeriu que, uma vez que os preços das matérias-primas sejam incluídos em um modelo do VAR, o *price puzzle* desapareceria.

Por fim, Koop (1992) igualmente indica que, na abordagem clássica, valores críticos gerados a partir de pequenas amostras podem diferir substancialmente dos valores críticos assintóticos. A abordagem bayesiana, desde que é condicional à amostra observada, fornece resultados para pequenas amostras mais exatos. Em resumo, o problema da raiz unitária não é um ponto crítico na estatística bayesiana.

Mesmo com respeito à análise “clássica” não há razão importante para se considerar a questão de raiz unitária em modelos VARs. Sims, Stock e Watson (1990) e Hamilton (1993) apontam que o problema associado à regressão espúria pode ser evitado com a inclusão de defasagens das variáveis dependentes e independentes na regressão. De acordo com Hamilton (1993, p. 561-562) pode ser demonstrado que esse procedimento leva a estimadores consistentes. Neste caso, os coeficientes da regressão individualmente convergem para uma distribuição gaussiana e o teste  $t$  é assintoticamente normal.

Uma vez que os comentários preliminares foram postos, passamos, nesta altura, à descrição dos resultados. As IRFs a um choque monetário contracionário de tamanho de um desvio-padrão para um horizonte de tempo ( $H$ ) de 24 e 36 meses são mostrados, respectivamente, nas figuras 1 e 2. Dado o pequeno tamanho da amostra e de acordo com os critérios de informação de Schwarz e Hannan-Quinn, a estimação do VAR acontece com duas defasagens. Nós mostramos a mediana bem como os quantis 16% e 84%<sup>17</sup> para as amostras de IFRs. As IRFs são baseadas na abordagem agnóstica com restrição de sinal pura.<sup>18</sup> A identificação do impulso monetário contracionista impõe que: *i*) o índice de preços não reage de uma maneira positiva (isto é, por construção não ocorre *price puzzle*); e *ii*) a taxa de juros de curto prazo não reage de uma maneira negativa. Seguindo Uhlig (2005), na figura 1, nós impomos essas restrições para os primeiros seis meses ( $k = 0, \dots, 5$ ), denominando isso experimento-base. O gráfico do histograma para as respostas iniciais ( $t = 0$ ) aparece no apêndice B para  $H = 24$ .

De acordo com os gráficos 1 e 2, IPCA e SELIC demonstram forte persistência depois do sexto mês na permanência do sinal da IRF. Desde que nenhuma restrição seja imposta após o sexto mês, tal persistência deve ser levada em conta, não obstante as IRFs do IPCA e da SELIC deixarem de ser estatisticamente significativas<sup>19</sup> aproximadamente a partir do sétimo ou do oitavo mês. Contudo, estamos levando em consideração que não existe mudança de sinal na mediana entre os períodos com e sem restrição nas IRFs. Assim, como pode ser observado, movimentos não antecipados

---

17. A escolha deste intervalo de confiança é algo comum na literatura BVAR (SIMS; ZHA, 1998; UHLIG, 2005). Nós fizemos o mesmo exercício da figura 1 com intervalo de confiança de 95% e não percebemos mudança significativa nos resultados. Estes foram omitidos por economia, podendo ser obtidos diretamente com os autores mediante contato.

18. O método agnóstico também foi computado pela metodologia clássica de força bruta (*brute force*) e os resultados foram muito similares aos apresentados aqui, e podem ser obtidos diretamente com os autores.

19. O zero está incluído na banda de erro.

na taxa SELIC são realmente contracionários.<sup>20</sup> O PIB real reage imediatamente ao choque monetário. Com 65% de probabilidade, o PIB real cai imediatamente após o choque. Esta probabilidade é de 20% se for considerada uma variação negativa entre 0% até 0,5% do PIB. A probabilidade de o PIB aumentar entre 0% até 0,4% durante os primeiros meses é ao redor de 10%. Com 35% de probabilidade o IPCA cai até 0,1% durante os primeiros seis meses após o choque monetário contracionário. A resposta contemporânea da taxa de juros nominal de médio prazo é mais que proporcional ao choque na taxa SELIC. Mas, depois do primeiro momento, essa taxa segue de perto a SELIC.

Fernandes e Toro (2005) e Céspedes, Lima e Maka (2008) argumentam contra a ocorrência de *price puzzle* no Brasil. Se isso está correto, então não há necessidade de se impor a restrição *price puzzle*<sup>21</sup> em nossa especificação econométrica. O apêndice D estima nosso modelo sem a restrição de *price puzzle*. Contudo, esse exercício revela que, para o nosso período de análise, devemos prestar sim atenção à ocorrência de *price puzzle*. Em todos os exercícios apresentados no apêndice D, considerando a mediana das IRFs, nós observamos a ocorrência de *price puzzle*. Em outras palavras, é provável que a resposta do IPCA a um choque monetário contracionário (aumento na taxa SELIC) seja positiva quando não é introduzida a restrição de sinal sobre o IPCA.

Deve-se considerar que há um grau de subjetividade na escolha do horizonte temporal  $K$  para se impor as restrições de sinal. Então, é necessário checar quão sensíveis os resultados são a mudanças em  $K$ . No apêndice C mostramos as IRFs para distintos valores de  $K$ . É interessante notar que, mesmo para um período curto de tempo ( $K = 2$ ), os resultados são qualitativamente similares do que no caso do nosso modelo-base ( $K = 5$ ). Contudo, tão logo aumentamos o horizonte de tempo ( $K = 11$  ou  $K = 17$ ) os intervalos de confiança começam a ficar pesadamente concentrados ao redor da mediana até  $K$ , começando a aumentar após isso (é importante lembrar que os sinais das IRFs não se alteram em relação ao nosso modelo-base). Repetimos esse exercício até  $K = 36$  e os resultados permanecem os mesmos.<sup>22</sup>

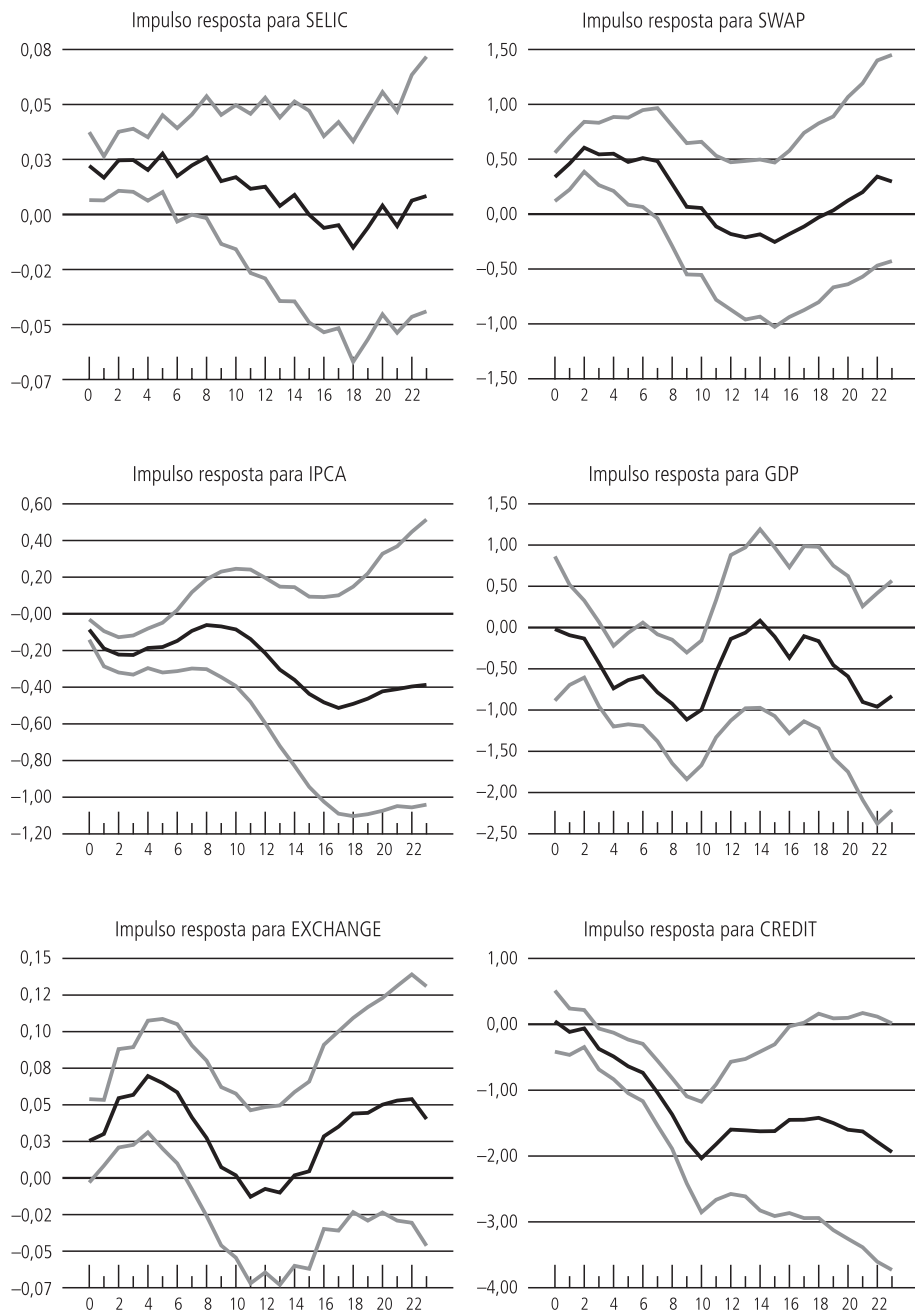
Tendo identificado o choque de política monetária, procuramos encontrar o quanto da variância esses choques explicam. Em outras palavras, qual fração da variância da revisão da previsão  $k$ -passos à frente  $E_t[Y_{t+k}] - E_{t-1}[T_{t+k}]$  no PIB e no IPCA podem ser explicados pelo choque monetário. Esta questão é respondida no gráfico 3 para nosso modelo-base com as restrições fixadas para seis meses ( $K = 5$ ). De acordo com a mediana estimada, um choque monetário contracionário explica entre 12% e 15% da variação no PIB real em todos os horizontes, e até 13% das variações de longo horizonte no IPCA.

20. Este tipo de choque também é conhecido na literatura como “contracionário” porque assume-se que causará efeitos contracionários na atividade econômica.

21. Caso no qual não há restrição de sinal no IPCA.

22. Os resultados podem ser obtidos diretamente com os autores.

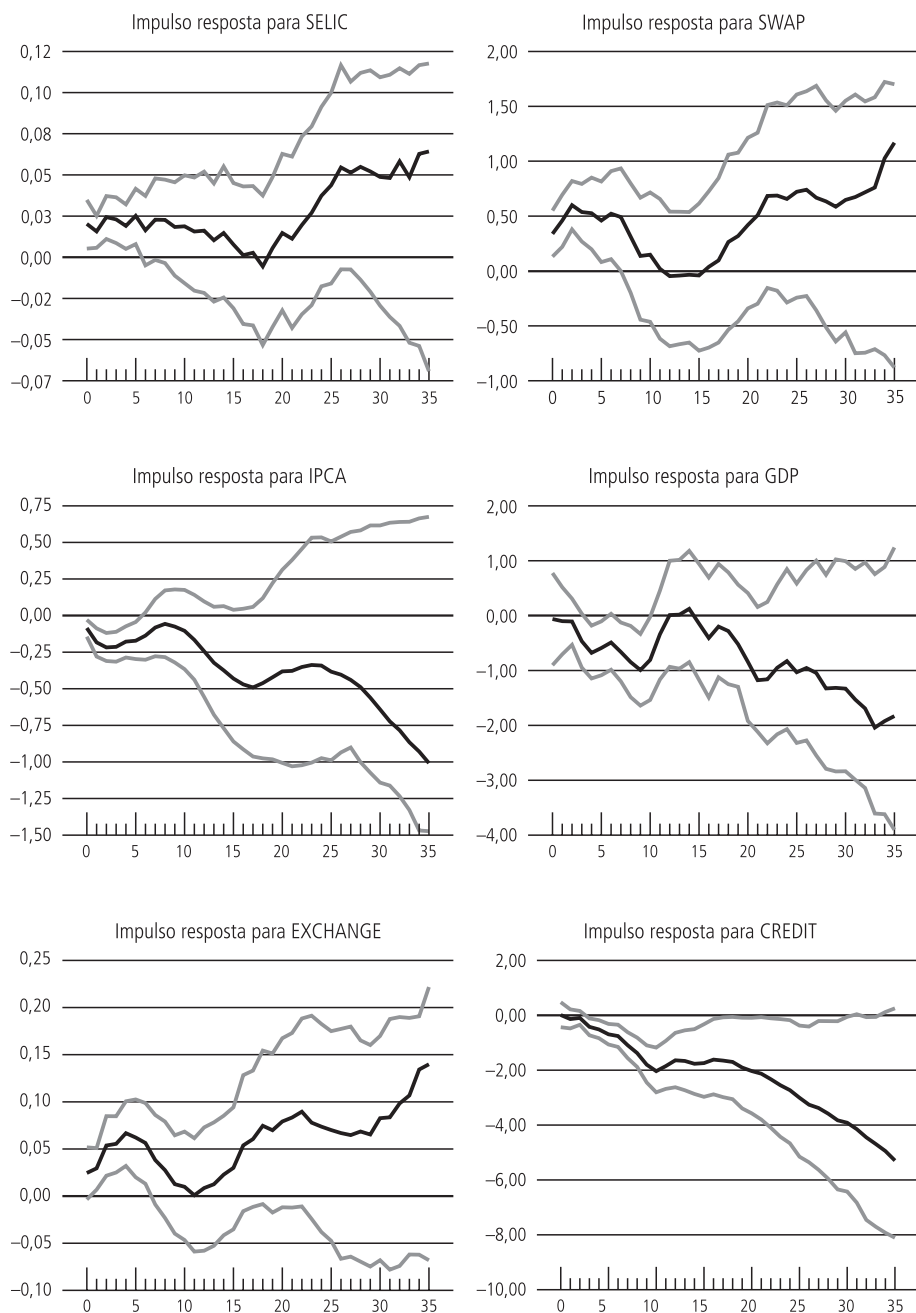
GRÁFICO 1

**Impulso resposta para abordagem de sinal puro (H = 24)**

Fonte: Elaboração dos autores.

GRÁFICO 2

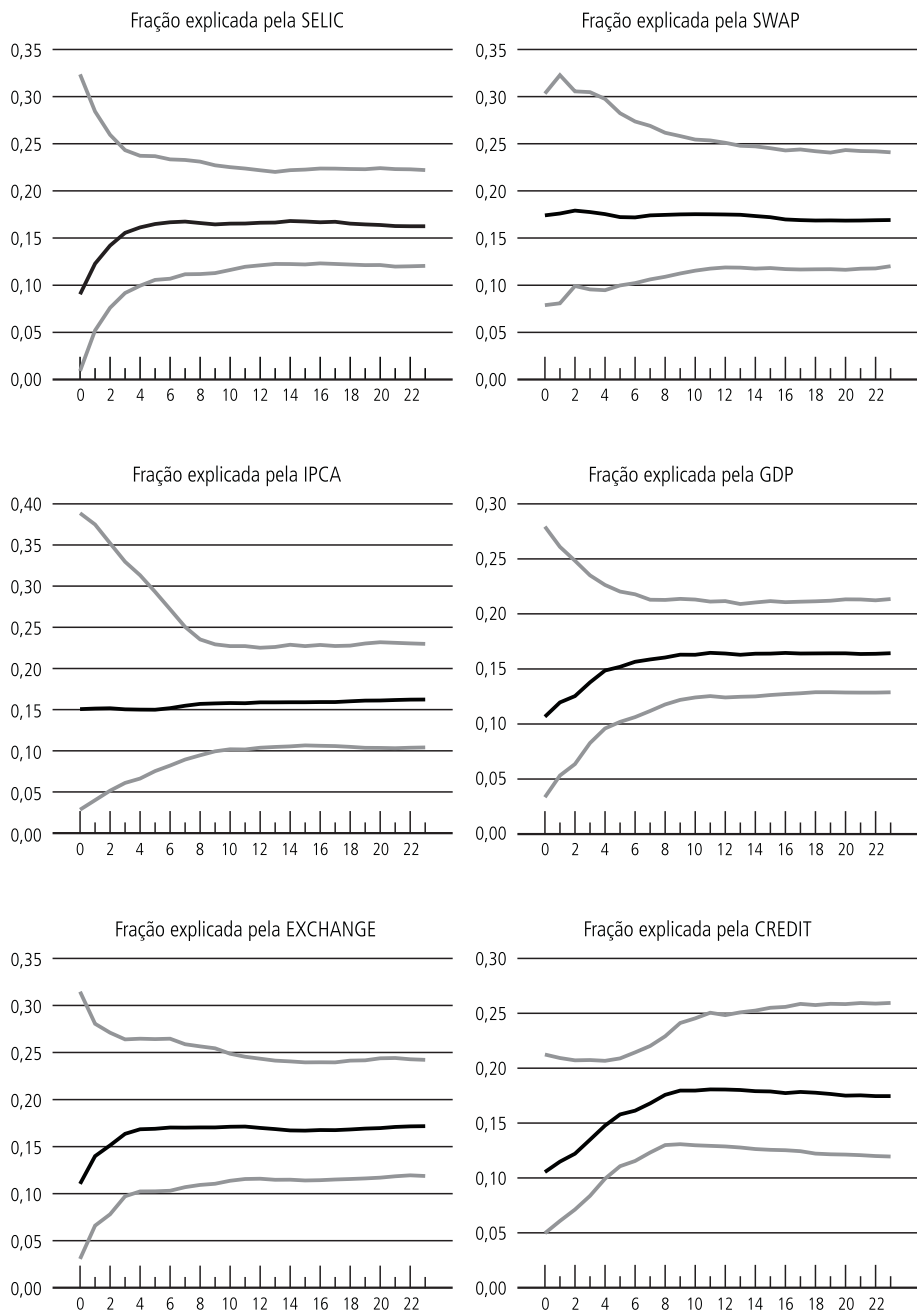
**Impulso resposta para abordagem de sinal puro (H = 36)**



Fonte: Elaboração dos autores.

GRÁFICO 3

## Fração de variância explicada para abordagem de sinal puro



Fonte: Elaboração dos autores.



## 6 CONCLUSÕES

Diferentemente dos procedimentos padrões usados para identificar o SVAR, o procedimento agnóstico é menos rígido na forma como as restrições *ex ante* são impostas. O procedimento agnóstico se caracteriza por impor restrições diretamente nas IRFs de modo específico.

Ao contrário dos resultados de Uhlig (2005) para a economia americana, nosso artigo mostra que um choque monetário contracionário provavelmente produzirá um impacto negativo tanto no PIB real como no IPCA. Os principais resultados de nosso artigo são os seguintes:

- com 65% de probabilidade, o PIB real cai imediatamente depois do choque. Esta probabilidade alcança 20% para variações negativas de 0% até 0,5% do PIB. A probabilidade de que o PIB aumente entre 0% até 0,4% durante os primeiros meses é ao redor de 10%;
- com 35% de probabilidade, o índice de preços (IPCA) cai até 0,10% durante os seis primeiros meses após o choque; e
- a resposta contemporânea da taxa de juros nominal de médio prazo (SWAP) é proporcionalmente mais alta que o choque na taxa SELIC. Após esse primeiro momento, essas variáveis têm movimento similar.

De maneira geral, nosso trabalho confirma os resultados de Céspedes, Lima e Maka (2008). Eles sugerem que em resposta a uma inovação contracionária na taxa de juros de curto prazo, tanto o PIB como o IPCA se reduzem. Também confirma os resultados apresentados por Minella (2003), os quais sugerem que um choque monetário tem significantes efeitos sobre o PIB.

## ABSTRACT

This article investigates the effects of monetary policy shocks in the Brazilian economy through the period July/1999 to May/2010. We follow the procedures suggested by Uhlig (2005) to verify the impact of a contractionary monetary shock on output and inflation. With 65% probability, real GDP declines immediately after the shock. This probability reaches 20% if one considers a negative variation between 0 and 0.5 percent of GDP. With 35% probability the price index (IPCA) drops 0.10 percent during the first six months after this shock.

## REFERÊNCIAS

- ARQUETE, L.; JAYME JÚNIOR, F. **Política monetária, preços e produto no Brasil (1994-2002):** uma aplicação de vetores auto-regressivos. Paper presented at the XXXI ANPEC Meeting, 2003.
- BERNANKE, B. Alternative explanations of the money-income correlation. In: BRUNNER, K.; MELTZER, A. H. (Ed.). **Real business cycles, real exchange rates – actual policies.** Amsterdam: North-Holland, p. 49-100, 1986 (Carnegie-Rochester Conference Series on Public Policy, v. 25).
- BERNANKE, B.; GERTLER, M. Inside the black box: the credit channel of monetary policy transmission. **Journal of Economic Perspectives**, v. 9, n. 4, p. 27-48, 1995.
- BLANCHARD, O. J.; QUAH, D. The dynamic effects of aggregate demand and supply disturbances. **American Economic Review**, v. 79, p. 655-673, 1989.
- \_\_\_\_\_.; WATSON, M. Are all business cycles alike? In: GORDON, R. (Ed.). **The American business cycle: continuity and change.** NBER and University of Chicago Press, 1986. p. 123-156.
- BOHACEK, R.; MENDIZÁBAL, H. R. **Credit markets and the propagation of monetary policy shocks.** 2004 (CERGE-EI Working Paper, n. 244).
- CANOVA, F.; DE NICOLO, G. Monetary disturbances matter for business fluctuations in the G-7. **Journal of Monetary Economics**, v. 49, n. 6, p. 1.131-1.159, 2002.
- CÉSPEDES, B.; LIMA, E.; MAKÁ, A. Monetary policy, inflation and the level of economic activity in Brazil after the Real Plan: stylized facts from SVAR models. **Revista Brasileira de Economia**, v. 62, n. 2, p. 123-160, abr./jun. 2008.
- CÉSPEDES, B. *et al.* **Measuring monetary policy stance in Brazil.** Ipea, 2005b (Working Paper).
- \_\_\_\_\_. Nominal rigidities and the dynamic effects of a shock to monetary policy. **Journal of Political Economy**, v. 113, p. 1-45, 2005.
- DE JONG, D. N.; WHITEMAN, C. H. The case for trend-stationarity is stronger than we thought. **Journal of Applied Econometrics**, v. 6, p. 413-421, 1991.
- DOAN, T. *et al.* Forecasting and conditional projection using realistic prior distributions. **Econometric Review**, v. 3, p. 1-100, 1984.
- DWYER, M. **Dynamic response priors for discriminating structural vector autoregressions.** Ucla, 1997. Draft.
- ENDERS, W. **Applied econometric time series.** John Wiley and Sons, 1995
- FACKLER, P. Vector autoregressive techniques for structural analysis. **Revista Análisis Económico**, v. 3, n. 2, p. 119-134, 1988.
- FAUST, J. The robustness of identified VAR conclusions about money. Carnegie-Rochester Conference **Series in Public Policy**, v. 49, p. 207-244, 1998.
- FERNANDES, M.; TORO, J. O mecanismo de transmissão monetária na economia brasileira pós-Plano Real. **Revista Brasileira de Economia**, v. 59, n. 1, p. 5-32, jan./mar. 2005
- FIORÊNCIO, A.; LIMA, E. C.; MOREIRA, A. Os impactos das políticas monetária e cambial no Brasil pós-Plano Real. In: IPEA. **A economia brasileira em perspectiva 1998.** Ipea, 1998. p. 27-56.
- FUINHAS, J. A. **O canal do crédito e a política monetária.** Departamento de Gestão e Economia (DGE), Universidade da Beira Interior, jun. 2002 (Texto para Discussão).

HAMILTON, J. **Time series analysis**. Princeton University Press, 1993.

HERMANN, J. O modelo de racionamento de crédito e a política monetária novo-keynesiana: uma análise crítica. **Revista de Economia Política**, v. 20, n. 2 (78), p. 53-75, abr./jun. 2000.

KADILAYA, K. R.; KARLSSON, S. Numerical methods for estimation and inference for Bayesian vector autoregressions. **Journal of Applied Econometrics**, v. 12, n. 2, p. 99-132, 1997.

KASHYAP, A. K.; WILCOX, D. W.; STEIN, J. C. **Monetary policy and credit conditions**: evidence from the composition of external finance. Mar. 1992 (NBER Working Paper Series, n. w4015).

KOOP, G. Objective Bayesian unit root tests. **Journal of Applied Econometrics**, v. 7, p. 65-82, 1992.

LEEPER, E.; SIMS, C.; ZHA, T. **Does monetary policy generate recessions?** 1996. Unpublished Manuscript.

LIMA, E. C.; MAKI, A.; MENDONÇA, M. **Monetary policy regimes in Brazil**. Ipea, 2007 (Texto para Discussão, n. 1.285a).

MINELLA, A. Monetary policy and inflation in Brazil (1975-2000): a VAR estimation. **Revista Brasileira de Economia**, v. 57, n. 3, p. 605-635, 2003.

MISHKIN, F. S. Symposium on the monetary transmission. **Journal of Economic Perspectives**, v. 9, n. 4, p. 3-10, 1995.

ONGENA, S. R. G. **Monetary policy and credit conditions**: new evidence. 1994. Disponível em: <SSRN: <http://ssrn.com/abstract=6314>>

RABANAL, P. Does inflation increase after a monetary policy tightening? Answers based on an estimated DSGE model. **Journal of Economic Dynamics and Control**, v. 31, p. 906-937, Mar. 2007.

\_\_\_\_\_; SCHWARTZ, G. **Testing the effectiveness of the overnight interest rate as a monetary policy instrument. Brazil**: selected issues and statistical appendix. 2001 (IMF Country Report, n. 01/10).

SIMS, C. Are forecasting models usable for policy analysis? Federal Reserve Bank of Minneapolis, **Quarterly Review**, p. 1-16, Winter 1986.

\_\_\_\_\_. Bayesian skepticism on unit root econometrics. **Journal of Economic Dynamics and Control**, v. 12, p. 463-474, 1988.

\_\_\_\_\_. Interpreting the macroeconomic time series facts: the effects of monetary policy. **European Economic Review**, v. 36, n. 5, p. 975-1000, 1992.

\_\_\_\_\_; STOCK, J.; WATSON, M. Inference in linear time series models with some unit roots. **Econometrica**, v. 58, n. 1, p. 113-144, 1999.

\_\_\_\_\_; UHLIG, H. Understanding unit rooters: a helicopter tour. **Econometrica**, v. 59, n. 6, p. 1.591-1.599, 1991.

\_\_\_\_\_; ZHA, T. Bayesian methods for dynamic multivariate models. **International Economic Review**, v. 39, n. 4, p. 949-968, 1998.

\_\_\_\_\_; \_\_\_\_\_. Error bands for impulse response. **Econometrica**, v. 67, n. 5, p. 1.113-1.155, 1999.

STOCK, J.; WATSON, M. Vector autoregression. **Journal of Economic Perspectives**, v. 15, n. 4, p. 101-115, Fall 2001.

SWANSON, N. R.; GRANGER, C. W. J. Impulse response functions based on a causal approach to residual orthogonalization in vector autoregressions. **Journal of the American Statistical Association**, v. 92, p. 357-367, 1997.

TAYLOR, J. B. The monetary transmission mechanism: an empirical framework. **Journal of Economic Perspectives**, v. 9, n. 4, p. 11-26, 1995.

UHLIG, H. What are the effects of monetary policy on output? Results from an agnostic identification procedure. **Journal of Monetary Economics**, v. 52, p. 381-419, 2005.

WAGGONER, D. F.; ZHA, T. Conditional forecasts in dynamic multivariate models. **Review of Economics and Statistics**, v. 81, n. 4, p. 639-651, 1999.

(Originais submetidos em março de 2010. Última versão recebida em dezembro de 2010. Aprovado em dezembro de 2010).

## APÊNDICE A

### ESTIMAÇÃO DO BVAR

#### A.1 BVAR

O VAR na forma reduzida que aparece em (1) pode ser escrito da seguinte forma:

$$Y = XB + u$$

onde  $X_t = [i', y'_{t-1}, \dots, y'_{t-p}]$ ,  $Y_t = [y'_t, \dots, y'_T]$ ,  $X = [X_1, \dots, X_T]$ ,  $u = [u_1, \dots, u_T]$  e  $B = [b, B_1, \dots, B_p]$ .

Como se assume que os  $u_{i_t}$  são independentes possuindo distribuição Normal, o estimador de máxima verossimilhança (ML) para  $(B, \Sigma)$  é definido por  $\hat{B} = (X'X)^{-1}X'Y$  e  $\hat{\Sigma} = \frac{1}{T}(Y - X\hat{B})'(Y - X\hat{B})$ . Para a distribuição a priori, usamos uma forma Normal-Wishart. A distribuição priori da forma Normal-Wishart possui como parâmetros a matriz  $B_0$  para a média dos coeficientes de dimensão  $n \times n$  ( $p + 1$ ), a matriz positiva definida  $S_0$  de tamanho  $n \times n$  para a média da covariância, assim como a matriz positiva definida  $H_0$  de dimensão  $(p + 1) \times (p + 1)$  e um número real  $v_0 > 0$  para descrever a incerteza de  $(B, \Sigma)$  em torno das médias para esses dois parâmetros. Condicional a  $\Sigma$ , a matriz de coeficientes vetorizada  $vec(B)$  segue uma distribuição Normal  $N(vec(B_0), \Sigma \otimes H_0^{-1})$  enquanto  $\Sigma^{-1}$  segue uma distribuição Wishart  $W(S_0^{-1}/v_0, v_0)$  com  $E[\Sigma^{-1}] = S_0^{-1}$ .

Dado que a distribuição posteriori (o produto da função de verossimilhança e da distribuição priori) de  $(B, \Sigma)$  obedece a uma distribuição Normal-Wishart tendo em vista que a distribuição a priori  $(B, \Sigma)$  é também uma Normal-Wishart.

Assim, temos que condicional em  $\Sigma$ ,  $\text{vec}(B) | \Sigma \sim N(\text{vec}(B_T), \Sigma \otimes H_T^{-1})$ , enquanto  $\Sigma^{-1} | y$  segue uma distribuição Wishart  $W(S_T^{-1} / v_T, v_T)$ , onde:

$$H_T = H_0 + X'X$$

$$v_T = v_0 + T$$

$$S_T = \frac{v_0}{v_T} S_0 + \frac{T}{v_T} \hat{\Sigma} + \frac{1}{v_T} (\hat{B} - B_0)' H_0 H_T X' X (\hat{B} - B_0)$$

e

$$B_T = H_T^{-1} (H_0 B_0 + X' X \hat{B})$$

Métodos de Monte Carlo estão disponíveis para fazer amostragem de uma Normal-Wishart (SIMS; ZHA, 1998, 1999; WAGGONER; ZHA, 1999). A natureza da priori é determinada pelos valores assumidos com relação aos parâmetros da distribuição. Uma priori não informativa (difusa) é caracterizada tomando  $v_0 = 0$ ,  $H_0 = 0$ ,  $B_0$  e  $S_0$  quaisquer. Neste caso, temos que  $H_T = X'X$ ,  $B_T = \hat{B}$ ,  $v_T = T$  e  $S_T = \hat{\Sigma}$ .

## A.2 Intervalo de confiança bayesiano para as IRFs

É fácil notar que a distribuição das IRFs é uma função extremamente não linear dos parâmetros do VAR. Contudo, a despeito dessa não linearidade existem muitos métodos pelos quais essas distribuições podem ser avaliadas numericamente: Integração de Monte Carlo, Amostragem e reamostragem (da tradução *Sampling-Resampling*), Amostrador de Gibbs etc. No presente artigo, utiliza-se o algoritmo do Amostrador de Gibbs que pode ser descrito da seguinte forma.

Na  $g$ -ésima interação:

$$\text{Amostra-se } (B_T^{(g)} | S_T \otimes X'X) \sim N(\text{vec}(B_T), S_T \otimes X'X) \quad (\text{A.1})$$

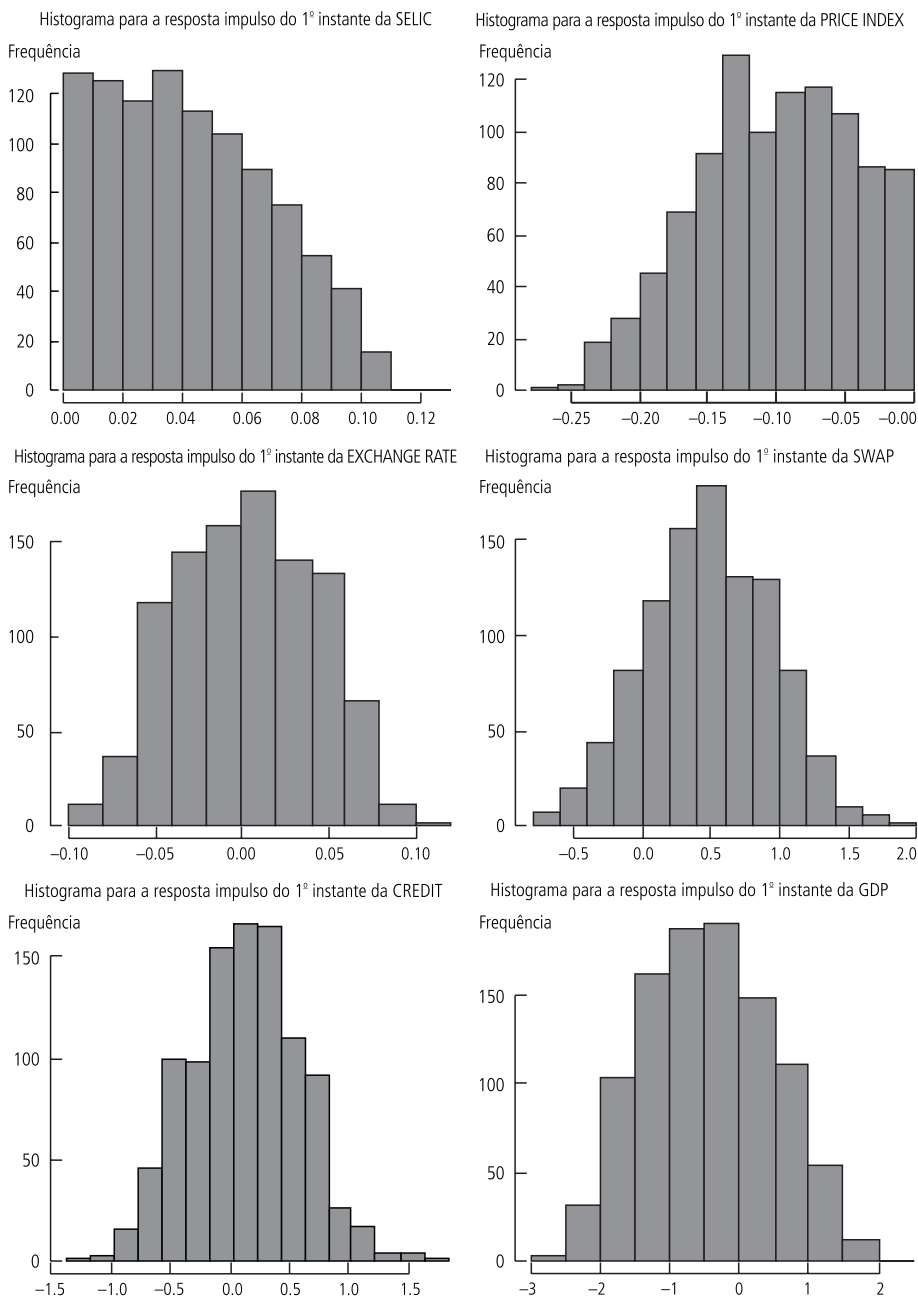
$$\text{Amostra-se } S_T^{(g)} \sim W(S_T^{-1} / v_T, v_T) \quad (\text{A.2})$$

O algoritmo é inicializado gerando  $B$  por (A.1) e tomando  $\Sigma$  a partir do estimador ML. Temos ainda que as primeiras 500 interações são descartadas. O intervalo de confiança bayesiano ou banda de erro é obtido calculando o vetor impulso  $r_a^g(k, B, \Sigma)$  para cada par  $B$  e  $\Sigma$  obtidos pela amostragem de Gibbs que satisfaça a restrição para impulso monetário.

## APÊNDICE B

GRÁFICO B.1

### Histograma das funções impulso para o instante inicial

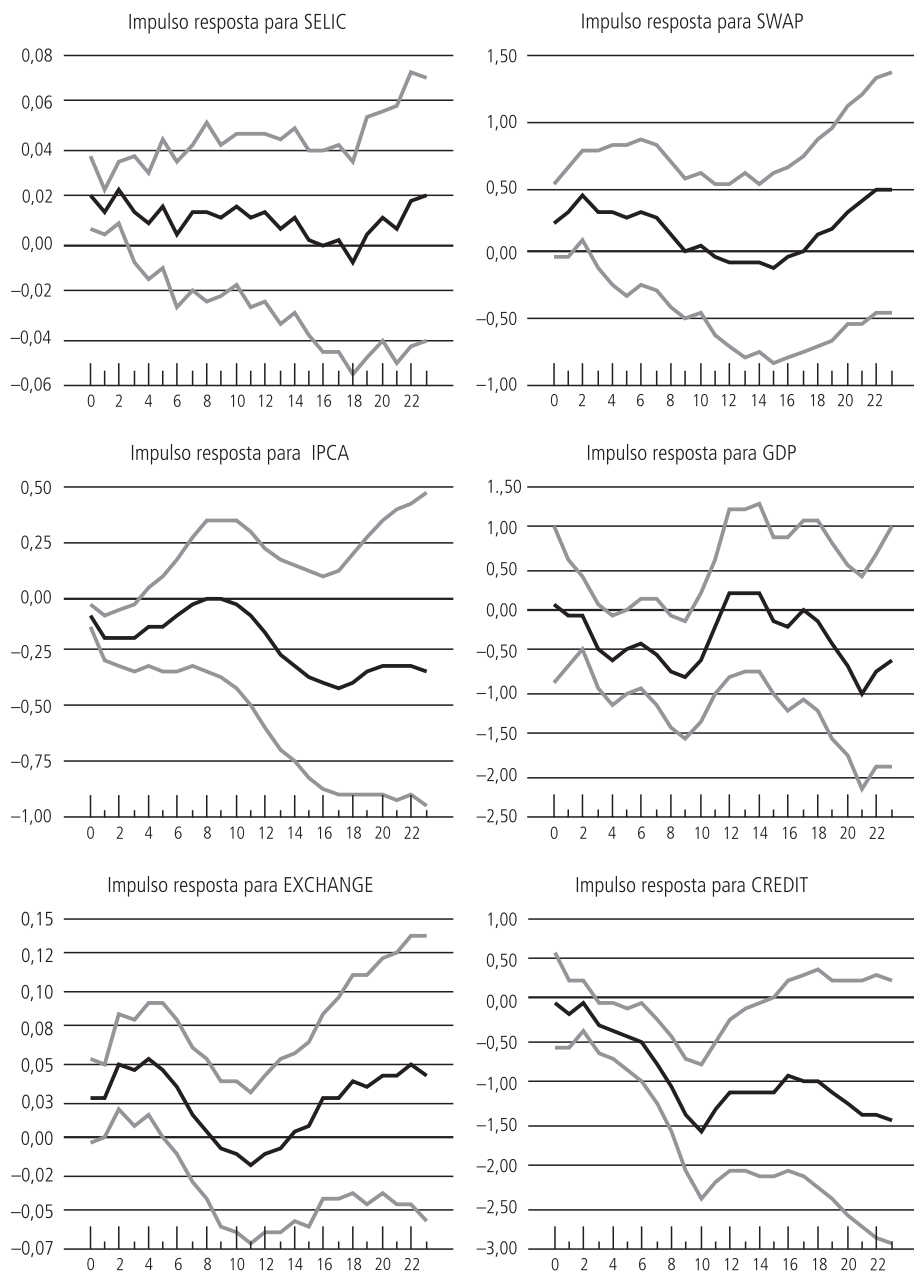


Fonte: Elaboração dos autores.

### APÊNDICE C

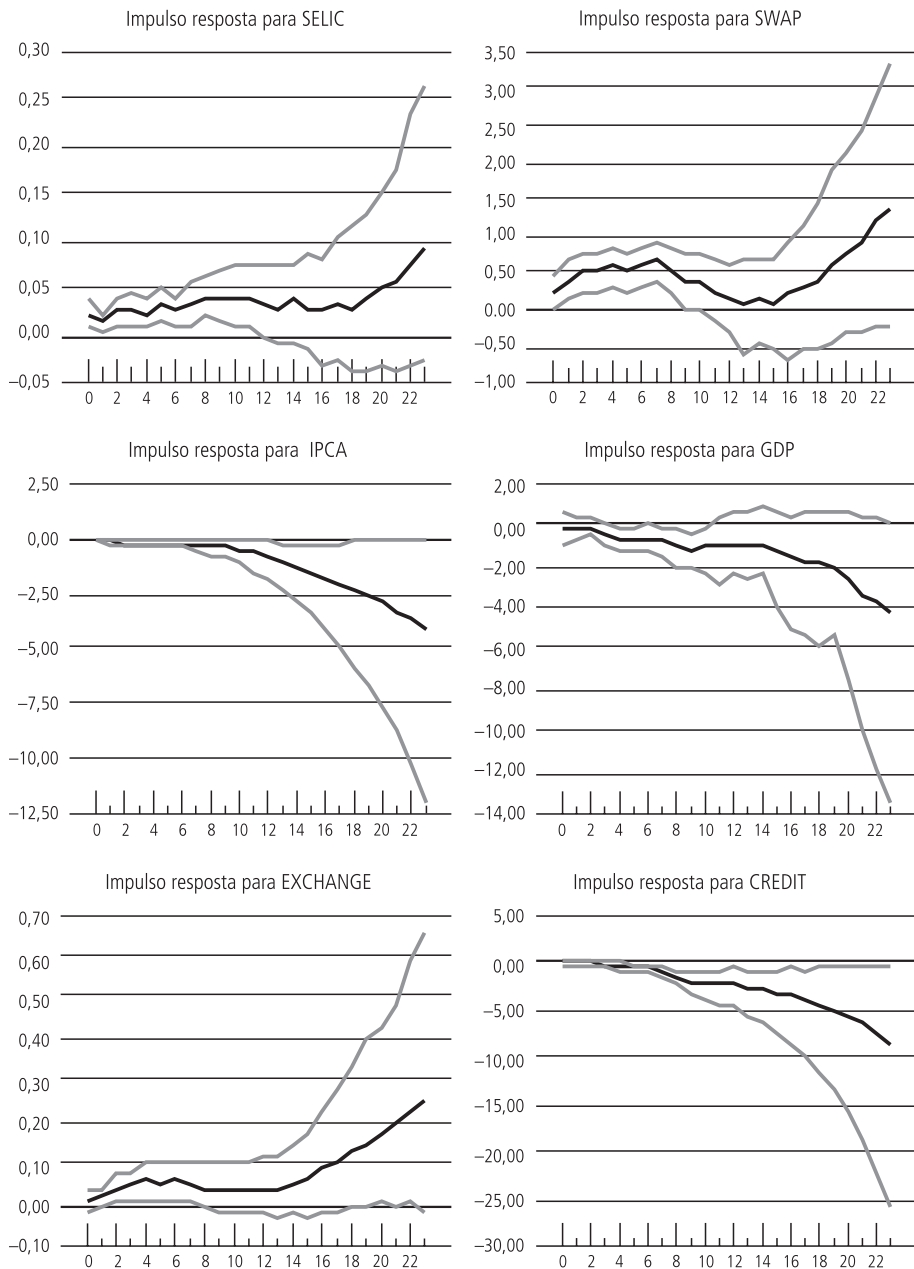
GRÁFICO C.1

#### Sensibilidade das IRFs a mudanças em $K = 2$



Fonte: Elaboração dos autores.

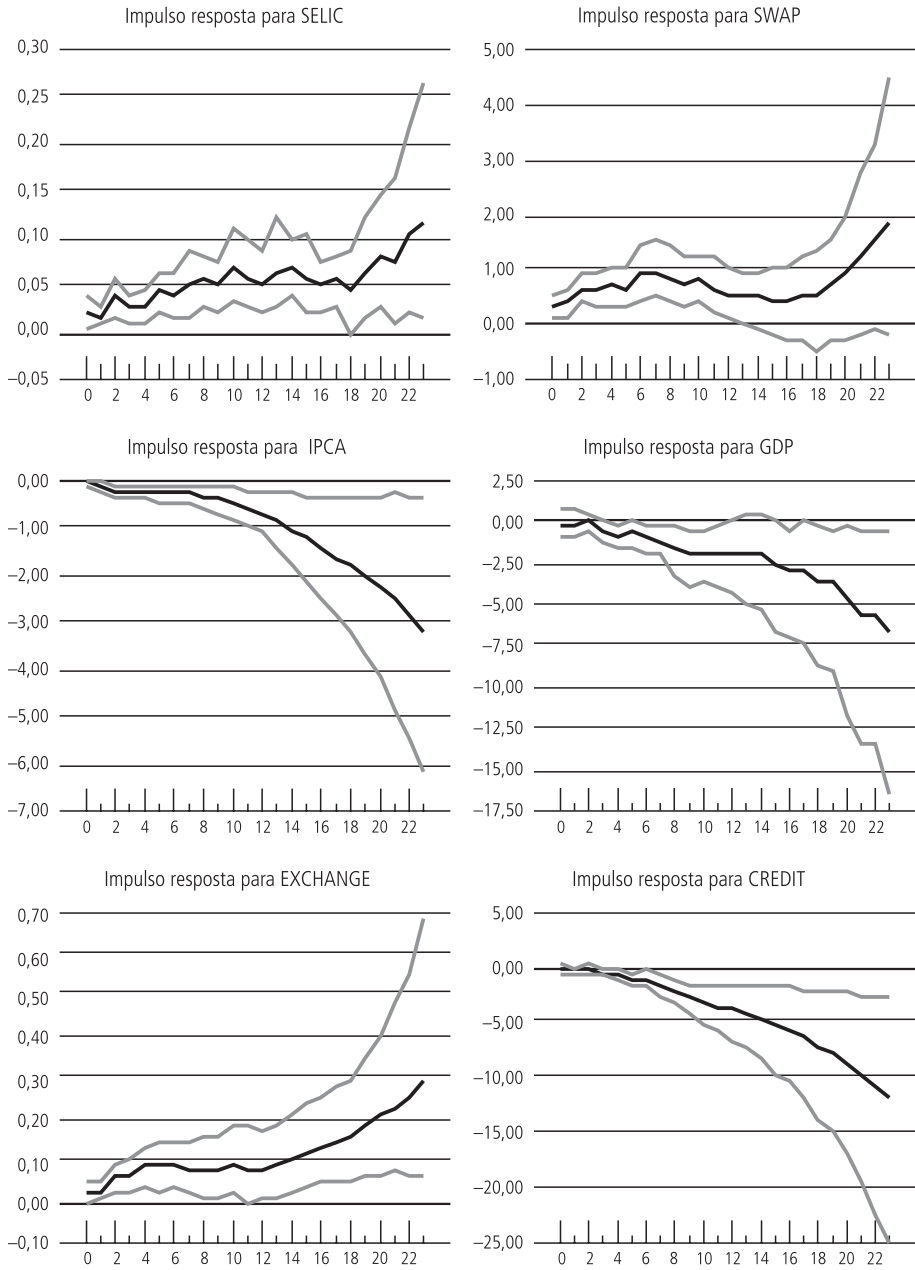
GRÁFICO C.2  
Sensibilidade das IRFs a mudanças em  $K=11$



Fonte: Elaboração dos autores.



GRÁFICO C.3  
**Sensibilidade das IRFs a mudanças em  $K=17$**

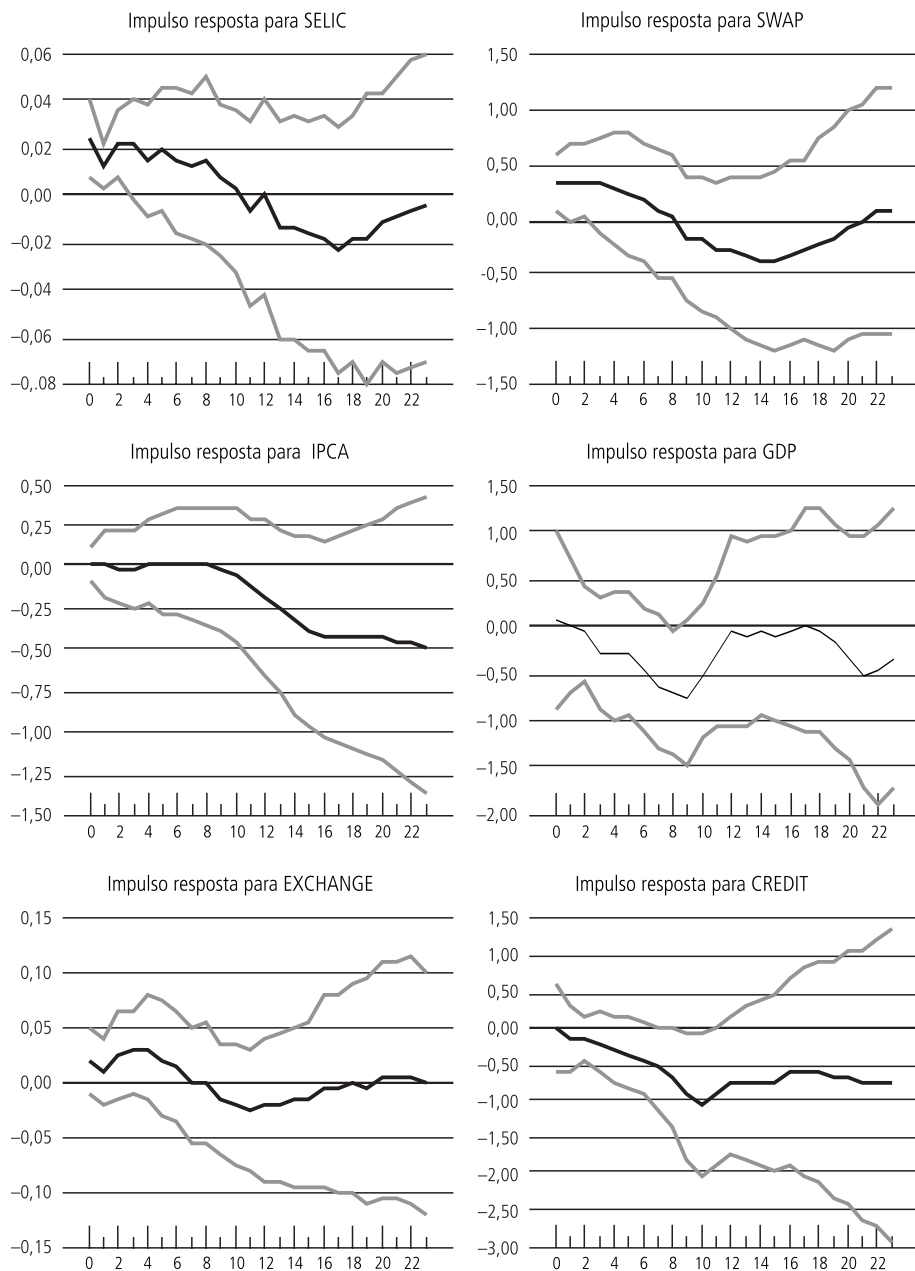


Fonte: Elaboração dos autores.

## APÊNDICE D

GRÁFICO D.1

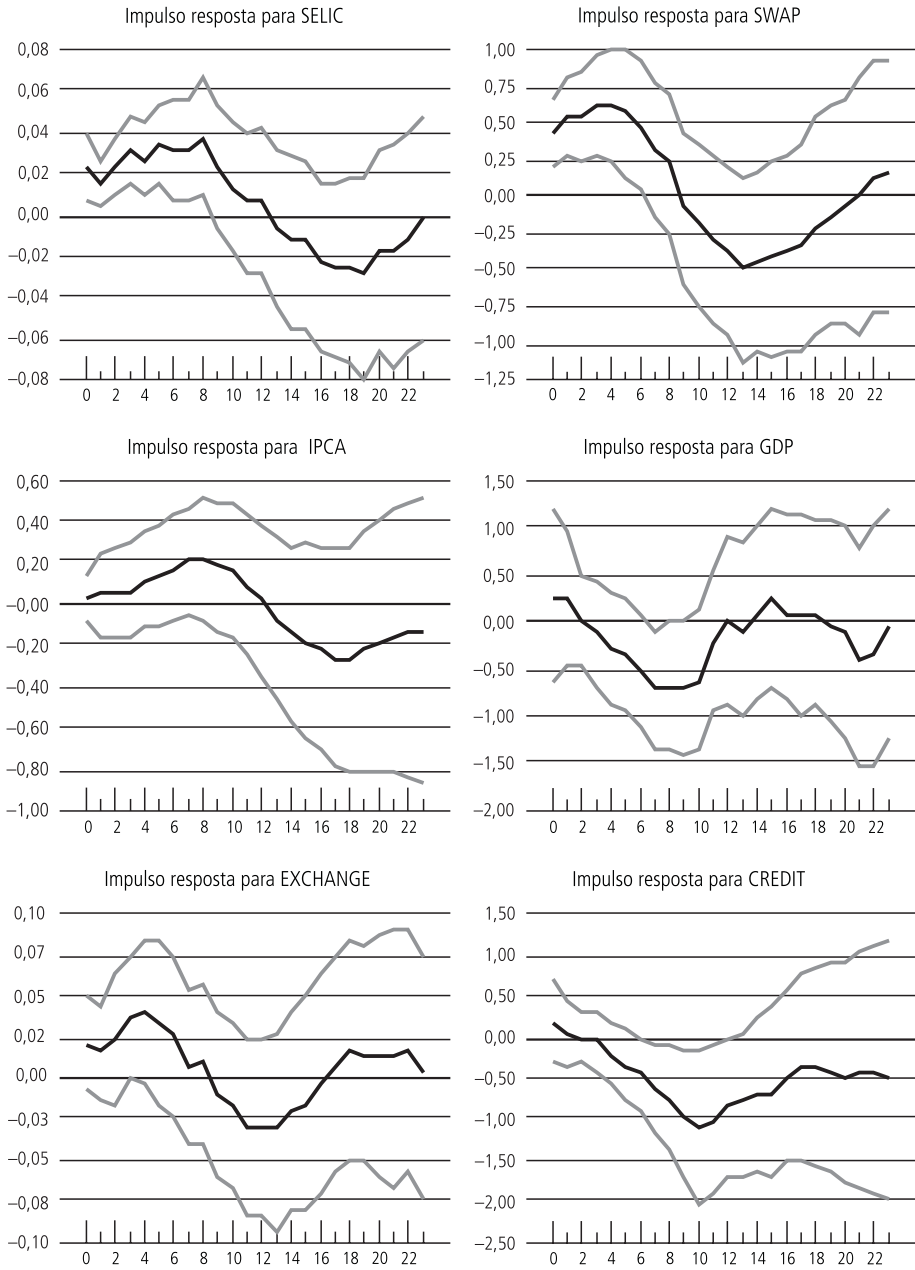
### Restrição de sinal apenas na SELIC em $K=2$



Fonte: Elaboração dos autores.

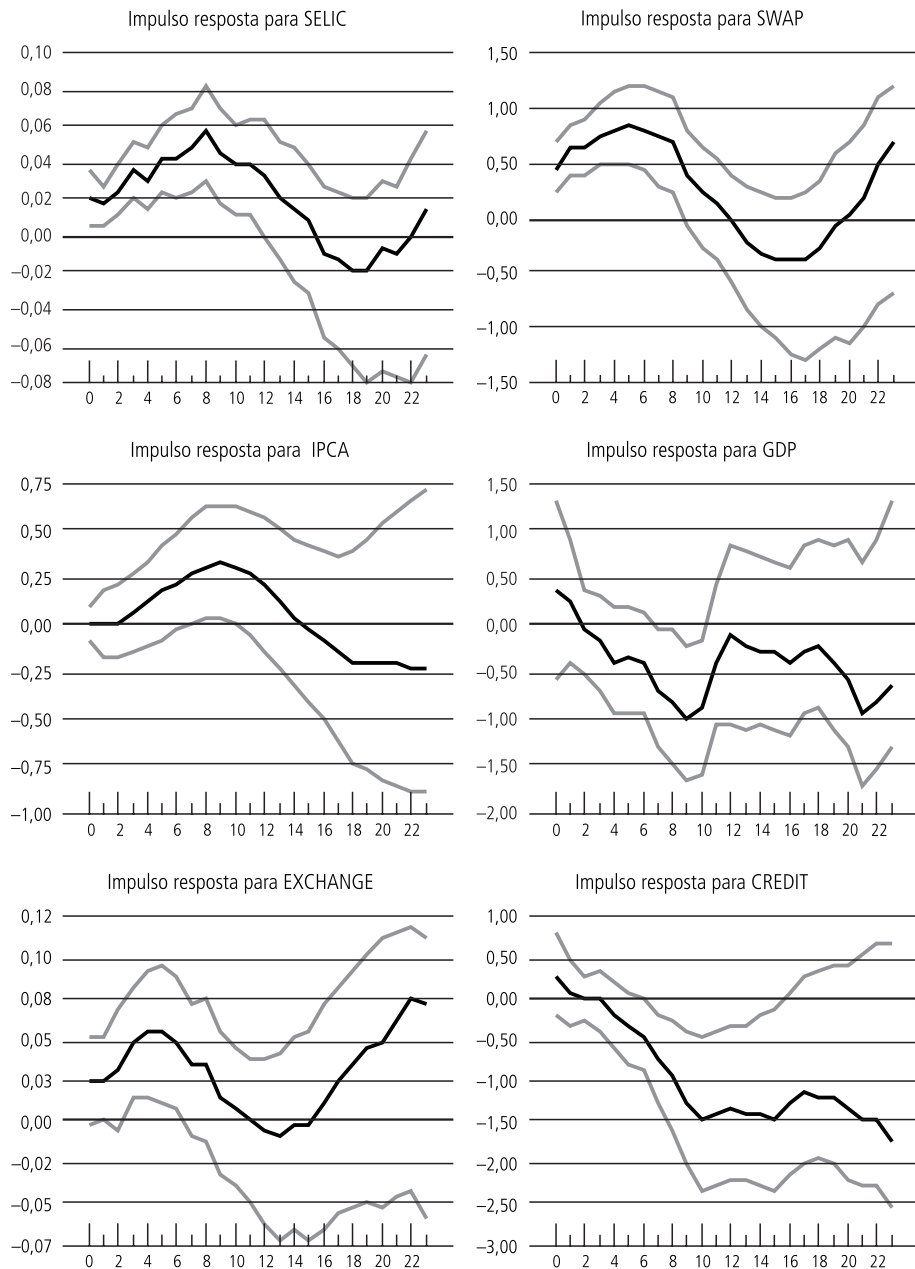
GRÁFICO D.2

**Restrição de sinal apenas na SELIC em  $K=5$**



Fonte: Elaboração dos autores.

GRÁFICO D.3

**Restrição de sinal apenas na SELIC em  $K=11$** 

Fonte: Elaboração dos autores.